ANNALES
UNIVERSITATIS MARIAE CURIE-SKŁODOWSKA
LUBLIN – POLONIA
VOL. XXXII/XXXIII SECTIO H 1998/1999

Instytut Ekonomiki i Organizacji Agrobiznesu
Akademii Rolniczej w Lublinie

URSZULA GOZDALIK, STANISŁAW GĘDEK

Analiza wpływu ukształtowania rozłogu na wyniki ekonomiczne gospodarstw rodzinnych Lubelszczyzny

Analysis of the effect of spatial distribution of farm land on economic results in family farms of the Lublin Region

Drobne gospodarstwa rolne odgrywają ważną rolę w polskim rolnictwie, szczególnie w makroregionie środkowowschodnim. Są one źródłem produkcji rolniczej i pozwalają zatrzymać na wsi znaczną grupę bezrobotnych. Dotychczasowe próby modernizacji rolnictwa podejmowane w Polsce zakładały dostosowanie wielkości gospodarstw do nowych systemów technologicznych, co miało w konsekwencji prowadzić do osiągnięcia dużej skali produkcji i wysokiej efektywności zaangażowanych środków. Współczesna praktyka podpowiada także inne rozwiązania i wskazuje, że postęp techniczny i technologiczny może dostosowywać się do istniejącej obecnie struktury agrarnej. Znane są bowiem przykłady małych obszarowo jednostek produkcyjnych stosujących odpowiednie dla nich technologie i osiągające wysoką sprawność ekonomiczną. Zatem przesłanką procesów restrukturyzacyjnych na obecnym etapie może okazać się nie zmiana struktury, a taka zmiana relacji czynników wytwórczych w zakresie technik wytwarzania i technologii produkcji, która pozwoli osiągnąć i w dłuższym czasie utrzymać stan równowagi ekonomicznej. Wprowadzenie jednak nowoczesnych technologii oprócz specjalistycznej wiedzy i przedsiębiorczości rolnika wymaga odpowiednio ukształtowanego rozłogu. Pod pojęciem rozłogu rozumie się przestrzenne rozmieszczenie gruntów gospodarstwa (liczba i powierzchnia działek, ich kształt, położenie w stosunku do ośrodka gospodarczego oraz dogodność dojazdu do pól). Rozłóg gospodarstwa wpływa na kierunek i skalę produkcji oraz na niektóre koszty uprawy, ponadto wadliwie ukształtowany zmniejsza powierzchnię produkcyjną, gdyż zmusza do utrzymywania

wielu dróg międzypolnych i miedz.[1] Szachownica gruntów może więc z góry przekreślić możliwość rozwoju wielu rozdrobnionych gospodarstw rolnych.

Kształtowanie przestrzennych warunków użytkowania ziemi leży w gestii prac urządzeniowo rolnych. Głównym założeniem tych zabiegów jest poprawa warunków pracy rolnika oraz podniesienie produktywności zaangażowanych środków produkcji. Duże znaczenie ze społecznego punktu widzenia mają również działania inwestycyjne towarzyszące urządzeniom rolnym, wpływające pozytywnie na warunki życia na wsi, oświatę, kulturę, ochronę zdrowia i opiekę społeczną.

Urządzanie obszarów wiejskich pod kątem poprawy warunków produkcji, produktywności czynników oraz ekonomicznych wyników gospodarowania to przede wszystkim scalanie gruntów. Scalanie oznacza przekształcenie gruntów rozdrobnionych i znajdujących się w szachownicy, w możliwie jak największe, regularnie ukształtowane działki i kompleksy poszczególnych właścicieli usytuowane w sposób umożliwiający racjonalne ich użytkowanie.[2]

W polskiej i zagranicznej literaturze znajdujemy wiele opracowań potwierdzających pozytywny wpływ scalania gruntów.[3] Niestety w latach osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych scalania gruntów nie były wykorzystywane jako instrument polityki rolnej i forma racjonalizacji gospodarki ziemią. Aby przyspieszyć tempo prac scaleniowych powinny być podjęte działania doskonalące przepisy prawne, organizację prac scaleniowych a także wyjaśniające rolnikom zasady scalania gruntów i korzyści, jakie dawałby ten zabieg.[5] Stąd też celem niniejszej pracy było określenie wpływu rozłogu na wyniki produkcyjne gospodarstw posiadających różne warunki glebowe położonych w regionie środkowowschodnim a także udzielenie odpowiedzi na pytanie czy warunki glebowe modyfikują oddziaływanie rozłogu na wyniki produkcyjne gospodarstw.

---

[1] A. Hopfer, *Geodezja w procesie urządzania i ochrony gruntów rolnych*, Acta Acad. Agricult. Tech. Olst. Geodaesia et Ruris Regulatio. No 5, Ann. 1976; M. Urban, *Urządzenia rolne czynnikiem rozwoju wsi, gospodarstw oraz produkcji rolnej*, „Zagadnienia Ekon. Roln." 1990, nr 6; U. Gozdalik, *Próga ekonomicznej oceny skutków scalania gruntów na przykładzie wsi Karczmiska II*, Acta Acad. Agricult. Tech. Olst. Geodaesia et Ruris Regulatio. Nr 25, Ann. 1994.

[2] R. Rudnicki, *Scalanie gruntów – nie wykorzystana rezerwa produkcyjna w rolnictwie*, „Wieś i Rolnictwo" 1982, nr 3.

[3] J. Hilfiker, E. Naf, *Einflus der Parzelenform auf der Landwirtschaftlichen Nuzwert des Grunstuckes*, Schriftenreihe der FAT, 15, 1982; A. Heinzlmeir, *Landwirtschaflicher Bodenmarkt und Bodenpreis – ein Beitrag zur Karung des Einflusses der Flurberenigung*, Materialiensammlung des Lehrstuhls für Landliche Neuordnung des TU München, Heft 7, 1983; U. Keymer, *Einfluss der Flurbereinigung auf die Bewirtschaftung landwirtschaftlicher Betriebe in Bayern*, Materialen zur Flurbereinigung, Heft 16, Bayerishes Staatsministerium, München 1989; Hopfer, *op. cit.*; Urban, *op. cit.*

[4] Rudnicki, *Scalanie gruntów...*

MATERIAŁ ŹRÓDŁOWY I METODYKA

Badane gospodarstwa pochodzą z czterech wsi: Karczmiska II i Krężnica Okrągła w województwie lubelskim oraz Liszno i Majdan Ostrowski w województwie chełmskim. Doboru wsi dokonano na podstawie dwu czynników różnicujących. Pierwszym były warunki glebowe. Wsie Karczmiska i Krężnica położone są na glebach dobrych, o przewadze klas II i III, we wsiach Majdan Ostrowski i Liszno gleby są słabsze, w większości lasy IV. Drugim czynnikiem różnicjącym było ukształtowanie rozłogu. We wsiach Karczmiska i Majdan Ostrowski zostały przeprowadzone scalenia (w latach odpowiednio 1985 i 1987). Wsie Krężnica i Liszno miały rozłogi nie scalone. Zasadą przy doborze wsi nie scalonych było to, aby podstawowe cechy charakteryzujące rolnictwo i rynek rolny były w nich porównywalne z odpowidającymi im obiektami o rozłogach scalonych.

W tabeli 1 przedstawione zostały wybrane cechy środowiska społeczno-gospodarczego oraz podstawowe charakterystyki rozłogu we wsiach objętych badaniami. Obrazują one podobieństwo porównywanych par wsi w zakresie otoczenia rynkowego i warunków produkcji, poza ukształtowaniem rozłogu. We wsiach scalonych mniejsza była liczba działek, większa zaś ich przeciętna powierzchnia. Działki we wsiach scalonych położone były w mniejszej odległości od ośrodków gospodarczych.

Wsie, w których znajdowały się badane gospodarstwa dość znacznie różniły się położeniem względem rynku. Korzystniej element ten kształtował się w przypadku Karczmisk i Krężnicy. Znajdują się one bliżej większych miast (Lublin, Opole Lubelskie) oraz ośrodków turystycznych i wypoczynkowych (Kazimierz Dolny, Nałęczów). Korzyści takich pozbawione były dwie pozostałe wsie, Majdan Ostrowski i Liszno, położone w rejonie o znacznie mniejszym udziale ludności miejskiej, w środkowej części województwa chełmskiego, przy trasie Rejowiec Fabryczny – Krasnystaw. Zróżnicowanie to znajdzie odbicie w metodyce badań (objaśnionej poniżej).

Badaniami objęto wyłącznie gospodarstwa o powierzchni powyżej 1 ha. Badana populacja liczyła 367 gospodarstw. Dane źródłowe dotyczące poszczególnych gospodarstw zebrano przy pomocy ankiet (powierzchnia gospodarstwa i jej ukształtowanie, struktura zasiewów, plony, poziom nawożenia, zasoby czynników produkcji). Z urzędów gmin uzyskano dane dotyczące jakości gleb w poszczególnych gospodarstwach, i ogólne informacje o warunkach społeczno-ekonomicznych w badanych wsiach. Z Wojewódzkich Biur Geodezji i Terenów Rolnych pochodziły dane geodezyjne.

Wpływ ukształtowania rozłogu na wyniki produkcyjne gospodarstw badany był przy pomocy analizy regresji. Ostateczna postać równania regresji ustalona została przy pomocy procedury krokowej.[5] Efektem jej zastosowania było to, że do ostatecznej postaci modelu weszły tylko te ze zmiennych branych pod uwagę,

[5] N. Draper, H. Smith, *Analiza regresji stosowana*, PWN, Warszawa 1973.

które istotnie (w sensie statystycznym) wpływały na wyjaśnienie zmienności zmiennej objaśnianej. Jako zmienną objaśnianą – y (i tym samym miarę opisującą wyniki produkcyjne gospodarstw) przyjęto plon w jednostkach zbożowych. Zmiennymi objaśniającymi w modelu były:

x_1 – wielkość gospodarstwa w hektarach użytków rolnych,
x_2 – udział trwałych użytków zielonych w UR gospodarstwa w procentach
x_3 – wskaźnik bonitacji gleb,
x_4 – zasoby siły roboczej w pełnozatrudnionych,
x_5 – zasoby siły pociągowej – liczba koni w gospodarstwie,
x_6 – zasoby siły pociągowej – liczba ciągników w gospodarstwie,
x_7 – poziom nawożenia w kilogramach NPK na ha.

Do modelu dołączano też, każdorazowo inną, zmienną opisującą ukształtowanie rozłogu. Były to zmienne:

x_{11} – liczba działek,
x_{12} – średnia wielkość działki w hektrach,
x_{13} – średnia odległość od działki w metrach.

Ponadto do zestawu zmiennych objaśnianych dołączono zmienne binarne:

x_{01} – przyjmująca wartości 1 dla danych pochodzących ze wsi Krężnica i 0 dla pozostałych wsi

x_{02} – przyjmująca wartości 1 dla danych pochodzących ze wsi Karczmiska i 0 dla pozostałych wsi,

x_{03} – przyjmująca wartości 1 dla danych pochodzących ze wsi Liszno i 0 dla pozostałych wsi.

Zadaniem zmiennych binarnych było ujawnienie wpływu na wyniki produkcyjne charakterystyczne dla danej wsi cech, które nie mogły być zmierzone (na przykład: poziom kultury rolnej, tradycje gospodarowania, specyficzne cechy położenia względem ośrodków życia gospodarczego itp.). Wraz ze zmiennymi x_1–x_7 miały one określić wpływ czynników innych niż rozłóg na wysokość plonów. Tym samym, gdy zmienna opisująca daną cechę rozłogu znajdzie się w modelu, można powiedzieć, że wpływa ona w sposób istotny na wysokość plonu wyrażoną w jednostkach zbożowych.

Do opisu kształtowania się wysokości plonów (w jednostkach zbożowych na hektar) użyto funkcji wielomianowej o następującej postaci:

$$Y = A + \sum_{j=1}^{k} b_j x_j + \sum_{j=1}^{k} c_j x_j^2 + \sum_{j=1}^{k} d_j x_j^3, \qquad (1)$$

gdzie: y – zmienna objaśniana,
x_j – j-ta zmienna,
a – stała równania,
b_j – współczynnik regresji przy j-tej zmiennej w pierwszej potędze,
c_j – współczynnik regresji przy j-tej zmiennej w drugiej potędze,
d_j – współczynnik regresji przy j-tej zmiennej w trzeciej potędze.

Do wyznaczenia parametrów strukturalnych tej funkcji zastosowano opcję STEPWISE REGRESSION ANALYSIS z programu STATGRAPHICS.

Wpływ zmiennych niezależnych na poziom plonów w jednostkach zbożowych analizowano w całej badanej populacji gospodarstw, którą następnie podzielono na dwie grupy: pierwsza to gospodarstwa położone na lepszych glebach (Karczmiska i Krężnica) oraz druga, gospodarstwa położone na glebach słabszych (Liszno i Majdan). Grupa pierwsza obejmowała 194 gospodarstwa, grupa druga 173. Celem podziału całej populacji na w/w grupy było sprawdzenie czy jakość gleb ma znaczenie w oddziaływaniu ukształtowania rolniczej przestrzeni produkcyjnej na wysokość plonów roślin uprawnych.

Charakterystykę poszczególnych zmiennych (poza binarnymi) dla każdej z utworzonych zbiorowości przedstawiono w tabelach 2, 3 i 4. Analiza danych tam zawartych pozwala na sformułowanie kilku wniosków mających istotne znaczenie dla przeprowadzonych badań. Wniosek pierwszy ma charakter czysto formalny. Wszystkie zmienne niezależne, we wszystkich trzech grupach wykazują dostaatecznie dużą zmienność, aby mogły być użyte w roli zmiennych objaśniających. Jedynie wielkość współczynnika zmienności zmiennej x3 (wskaźnik bonitacji) może nasuwać pewne wątpliwości. Wynosi ona bowiem tylko 14,9% w całej populacji oraz 7,1% w grupie gospodarstw położonych na lepszych glebach i 10,3% w grupie gospodarstw położonych na glebach słabszych. Tak niskie wartości w zasadzie powinny eliminować tę zmienną z zestawu zmiennych objaśniających.[6] Trzeba jednak zwrócić uwagę na sposób konstrukcji wskaźnika bonitacji. Współczynnik ten z definicji nie może przyjmować wartości mniejszych od 0,6. Tym samym jego średnia jest zawyżona w stosunku do wartości odchylenia standardowego, co z kolei powoduje obniżanie wartości współczynnika zmienności tej zmiennej. Wielkość rozstępu w przypadku wszystkich trzech zbiorowości potwierdza ten wniosek.

Wniosek drugi dotyczy różnic między grupami wyłonionymi z całej populacji. Najistotniejsza różnica (por. tab. 3 i 4) występuje w przypadku wartości średniej zmiennej x_3 (wskaźnik bonitacji), wynika to z kryterium podziału całej badanej populacji. Druga istotna różnic dotyczy udziału trwałych użytków zielonych w ogólnej powierzchni gospodarstwa. We wsiach położonych na glebach słabszych obserwujemy znacznie wyższy udział trwałych użytków zielonych w strukturze użytków rolnych. Gospodarstwa mające słabsze gleby były też na ogół nieco większe. W przypadku zbiorowości gospodarstw położonych na lepszych glebach wyższy był średni poziom nawożenia mineralnego. Wyższa wartość średniej wielkości działki w gospodarstwach położonych na glebach słabszych jest raczej skutkiem większej średniej powierzchni użytków rolnych w tych gospodarstwach niż mniejszej średniej liczby działek. Jak należało się spodziewać w gospodarstwach położonych na glebach lepszych średnie plony wyrażone w jednostkach zbożowych były znacznie wyższe.

[6] E. Nowak, *Problem doboru zmiennych do modelu ekonometrycznych*, PWN, Warszawa 1984.

Tab. 1. Środowisko społeczno-gospodarcze badanych obiektów
Socio-economic environment of the examined objects

Wyszczególnienie	Jednostka miary	Karczmiska	Krężnica Okrągła	Majdan Ostrowski	Liszno
Wskaźnik bonitacji gleb	pkt	1,27	1,28	1,09	1,11
Średnia powierzchnia gospodarstwa	ha	3,56	3,07	4,67	4,73
Średnia liczba działek w gospodarstwie		3,6	8,9	3	11,5
Średnia powierzchnia działki	ha	0,98	0,34	1,55	0,41
Średnia odległość działki od ośrodka gospodarczego	m	1130	2960	635	1920
Udział TUZ w UR	%	4,4	4,9	8,4	8
Udział gospodarstw do 5 ha	%	67	69	71,5	70,8
Udział gospodarstw ponad 10 ha	%	8	5	10	11
Zatrudnienie w rolnictwie na 100 ha UR	osoba	28,3	29,4	44,2	45,6
Zatrudnienie poza rolnictwem na 1000 osób	osoba	286	293	114	101
Odległość od obiektów infrastruktury społeczno-gospodarczej					
Urząd gminy	km	3	3,5	6	7
Przystanek PKS	km	w miejscu	w miejscu	w miejscu	w miejscu
Stacja PKP	km	3	3	5	4
Ośrodek Zdrowia	km	0,2	0,5	0,5	0,5
Punkty zaopatrzenia	km	3	3,5	6	6,5
Punkty skupu	km	4	4	4,5	4
Zlewnia mleka	km	1,5	2	2	2

Tab. 2. Charakterystyka zmiennych w badanej populacji
Characteristics of variables in the examined population

Zmienna	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności [%]	Minimum	Maksimum	Rozstęp
y	40,0	39,1	9,5	23,7	4,0	60,4	56,4
x1	4,7	4,7	2,5	52,0	1,1	15,4	14,3
x2	9,8	5,6	11,9	122,1	0,0	66,7	66,7
x3	1,1	1,2	0,2	14,9	0,8	1,6	0,8
x4	2,6	2,5	0,7	27,8	1,2	5,3	4,1
x5	0,3	0,0	0,5	166,5	0,0	2,0	2,0
x6	0,4	0,0	0,5	126,9	0,0	2,0	2,0
x7	79,6	75,6	22,8	28,6	25,1	145,0	119,9
x11	5,7	4,0	3,8	66,4	1,0	24,0	23,0
x12	1,2	1,0	0,7	64,3	0,2	4,2	4,0
x13	2565,2	1522,0	2422,4	94,4	3,7	11 250,0	11 246,3

Wyjaśnienia wymaga pewna niezgodność pomiędzy danymi przedstawionymi w tabeli 1, a danymi zawartymi w tabelach 3, 4 i 5. Dla przykładu średni wskaźnik bonitacji gleb zawarty w tabeli 1 wynosi we wsi Liszno 1,11 a we wsi

Tab. 3. Opis zmiennych w grupie gospodarstw położonych na glebach lepszych
Description of variables in a group of farms lying on better soils

Zmienna	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności [%]	Minimum	Maksimum	Rozstęp
y	47,0	48,6	7,0	14,9	4,0	670,4	56,4
x1	4,4	4,3	2,3	51,8	1,3	13,0	11,7
x2	2,7	1,8	3,3	122,9	0,0	21,8	21,8
x3	1,3	1,3	0,1	7,1	1,1	1,6	0,4
x4	2,7	2,6	0,7	27,4	1,2	5,3	4,1
x5	0,3	0,0	0,5	163,7	0,0	2,0	2,0
x6	0,5	0,0	0,5	118,8	0,0	2,0	2,0
x7	92,9	93,5	19,8	21,4	42,0	145,0	103,0
x11	6,1	5,0	3,9	63,5	1,0	20,0	19,0
x12	0,9	0,7	0,6	61,5	0,2	3,2	3,0
x13	2746,4	1730,5	2460,2	89,6	3,7	11 250,0	11 246,3

Tab. 4. Opis zmiennych w grupie gospodarstw położonych na glebach słabszych
Description of variables in a group of farms lying on poorer soils

Zmienna	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności [%]	Minimum	Maksimum	Rozstęp
y	32,2	31,6	4,3	13,3	22,3	42,9	20,6
x1	5,2	5,0	2,6	50,7	1,1	15,4	14,3
x2	17,7	17,0	13,1	73,6	0,0	66,7	66,7
x3	1,0	1,0	0,1	10,3	0,8	1,2	0,4
x4	2,5	2,4	0,7	27,8	1,2	4,4	3,2
x5	0,3	0,0	0,5	170,2	0,0	2,0	2,0
x6	0,4	0,0	0,5	137,2	0,0	2,0	2,0
x7	64,8	64,7	15,5	24,0	25,1	112,4	87,3
x11	5,2	4,0	3,6	69,2	1,0	24,0	23,0
x12	1,5	1,3	0,8	56,8	0,2	4,2	4,0
x13	2361,9	1253,0	2369,8	100,3	50,0	11 250,0	11 200,0

Majdan Ostrowski 1,09. Tymczasem średnia wielkość wskaźnika bonitacji w grupie gospodarstw położonych w glebach słabszych, pochodzących z tych dwu wsi wynosi 1,0 (por. tab 4). Ta pozorna sprzeczność da się stosunkowo łatwo wyjaśnić. Wskaźnik bonitacji w tabeli 1 dotyczy całej wsi, a dane w tabeli 4 odnoszą się jedynie do gospodarstw objętych badaniami. Podobnie można wytłumaczyć rozbieżności dotyczące inne wskaźników, na przykład udział TUZ w UR, średnia powierzchnia gospodarstwa itp. (por. tab. 1 oraz tab. 3, 4 i 5).

Jednym z poważniejszych problemów występujących przy estymacji modeli ekonometrycznych jest współliniowość, której zewnętrznym objawem są wysokie współczynniki korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi. W tabelach 5, 6 i 7 zamieszczone zostały macierze współczynników korelacji

Tab. 5. Macierz współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi w całej populacji badanej
Mattrix of correlation coefficients between variables in the whole examined population

Zmienne	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x11	x12	x13
y	1,000										
x1	−0,122	1,000									
x2	−0,542	0,151	1,000								
x3	0,714	−0,144	−0,563	1,000							
x4	0,047	0,412	−0,012	0,116	1,000						
x5	−0,056	0,080	0,089	0,030	0,109	1,000					
x6	0,141	0,491	−0,107	0,044	0,136	−0,386	1,000				
x7	0,770	−0,141	−0,464	0,565	−0,038	−0,085	0,122	1,000			
x11	−0,281	0,280	0,101	0,084	0,285	0,102	0,042	−0,349	1,000		
x12	−0,009	0,561	0,261	−0,328	0,056	0,020	0,328	0,091	−0,479	1,000	
x13	−0,297	0,167	0,067	0,033	0,271	0,107	−0,018	−0,350	0,738	−0,431	1,000

Tab. 6. Macierz współczynników korelacji pomiądzy zmiennymi w grupie gospodarstw położonych na glebach lepszych
Mattrix of correlation coefficients between variables in a group of farms lying on better soils

Zmienne	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x11	x12	x13
y	1,000										
x1	−0,157	1,000									
x2	−0,331	0,169	1,000								
x3	0,032	0,009	0,038	1,000							
x4	−0,177	0,402	0,150	−0,004	1,000						
x5	−0,185	−0,106	0,044	0,078	0,115	1,000					
x6	0,123	0,589	−0,069	−0,022	0,033	−0,426	1,000				
x7	0,578	0,030	−0,316	0,97	−0,101	−0,181	0,210	1,000			
x11	−0,735	0,383	0,450	0,006	0,317	0,141	0,019	−0,490	1,000		
x12	0,515	0,538	−0,256	0,005	0,047	−0,189	0,511	0,487	−0,484	1,000	
x13	−0,683	0,231	0,372	0,006	0,290	0,183	−0,079	−0,481	0,697	−0,434	1,000

Tab. 7. Macierz współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi w grupie gospodarstw położonych na glebach słabszych
Mattrix of correlation coefficients between variables in a group of farms lying on poorer soils

Zmienne	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x11	x12	x13
y	1,000										
x1	0,279	1,000									
x2	−0,051	0,044	1,000								
x3	0,467	−0,035	−0,145	1,000							
x4	0,055	0,493	0,103	0,021	1,000						
x5	0,016	0,273	0,184	−0,022	0,099	1,000					
x6	0,144	0,441	−0,094	−0,059	0,245	−0,343	1,000				
x7	0,620	−0,152	−0,100	0,169	−0,240	−0,037	−0,083	1,000			
x11	−0,431	0,233	0,236	−0,092	0,215	0,049	0,048	−0,644	1,000		
x12	0,565	0,557	0,097	−0,075	0,175	0,196	0,304	0,433	−0,479	1,000	
x13	−0,428	0,136	0,124	−0,125	0,231	0,016	0,042	−0,556	0,786	−0,452	1,000

pomiędzy zmiennymi dla wszystkich trzech badanych zbiorowości. Ich wielkości są na takim poziomie, który nie zagraża jakości estymacji parametrów strukturalnych modelu (1). Można co prawda uznać, że w przypadku współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi charakteryzującymi rozłóg (zmienne x_{11}, x_{12}, x_{13}) wielkości te zostały przekroczone (por. tab. 5, 6 i 7), trzeba jednak pamiętać, że zmienne te nie były wprowadzane do modelu jednocześnie.

Poprawność modeli badano przy pomocy analizy reszt. Chodziło tu przede wszystkim o sprawdzenie czy modele są kompletne[7], to znaczy, czy w modelu uwzględnione zostały wszystkie zmienne wpływające istotnie za zmienną objaśnianą. Objawem niekompletności modelu jest korelacja reszt modelu z wartościami zmiennej zależnej wyznaczonymi z równania regresji. Naszym zdaniem, mając tak liczną zbiorowość, wystarczy sporządzić wykres reszt modelu w funkcji y estymowanego, aby ewentualne występowanie wyżej wymienionej korelacji zostało wykryte. Dodatkową zaletą takiego wykresu jest możliwość wykrycia innych jeszcze wad modelu, w tym zwłaszcza niejednorodności wariancji i pominiętego czynnika krzywoliniowego.

Badano również zgodność modelu z założeniami twierdzenia Gaussa-Markowa[8]. Normalność rozkładu reszt badano przy pomocy testu Kołmogorowa[9] (wykorzystując możliwości programu STATGRAPHICS), jednorodność zaś wariancji przy pomocy testu Goldfelda-Quandta[10].

WYNIKI BADAŃ

Wyniki obliczeń przedstawione zostały w tabelach 8, 9 i 10. Tabela 8 zawiera wyniki dotyczące całej badanej populacji, w tabeli 9 zamieszczono wyniki dotyczące gospodarstw położonych na glebach lepszych, w tabeli 10 – położonych na glebach słabszych. Współczynniki determinacji[11] w przypadku całej populacji przekraczały znacznie wartość 0,8. Tak wysokie współczynniki determinacji sugerują, że przyjęty model funkcji dobrze opisywał kształtowanie się plonów wyrażonych w jednostkach zbożowych. W przypadku zbiorowości gospodarstw położonych na glebach lepszych i zbiorowości gospodarstw

[7] Niekompletność modelu powoduje, że estymatory uzyskane przy jego pomocy nie są ani nieobciążone, ani zgodne, są więc zupełnie bezwartościowe.

[8] A. Welfe, *Ekonometria*, PWE, Warszawa 1995, s. 27–30.

[9] J. Greń, *Statystyka matematyczna. Podręcznik programowany*, PWN, Warszawa 1987, s. 471–473.

[10] Por. Welfe, *op. cit.*, s. 117.

[11] Współczynnik determiniacji (R^2) jest kwadratem współczynnika korelacji wielokrotnej i określa, jaka część całej zmienności zmiennej objaśnianej (zmiennej zależnej, y) została wyjaśniona wprowadzonymi do modelu zmiennymi objaśniającymi. Naszym zdaniem R^2 jest tą miarą ścisłości związku, której interpretacja jest bardziej oczywista niż interpretacja współczynnika korelacji.

Tab. 8. Charakterystyka równań regresji opisujących plon w jednostkach zbożowych w całej badanej populacji dla różnych miar ukształtowania rozłogu
Characteristics of regression equations describing the yield in corn units in the whole examined population for different measures of spatial distribution of farms land

Zmienna opisująca rozłóg	Stała równania	Współczynniki regresji zmiennych							Współczynnik determinacji (R^2)
		x_1	x_3	x_3^2	x_7	x_{01}	x_{02}	zmienna opisująca rozłóg	
Liczba działek (x_{11})	−2,648	0,360	49,557	−17,701	0,065	8,216	13,947	−0,5519	0,850
Średnia wielkość działki (x_{12})	−14,062	−0,3481	62,883	−22,888	0,064	7,844	14,464	1,912	0,845
Średnia odległość od działki (x_{13})	−4,246	0,209	49,095	−17,701	0,085	7,108	13,288	−0,000152	0,835

położonych na glebach słabszych współczynniki determinacji były nieco niższe. Wartość ich wynosiła odpowiednio około 0,6 i około 0,7 w przypadku drugiej.

Wykresy reszt każdego z uzyskanych modeli nie wykazywały żadnych nieregularności, co wskazuje na to, że były one kompletne, czyli że żadna ze zmiennych objaśniających wpływająca istotnie na zmienną objaśnianą nie została pominięta w przyjętych modelach. Brak nieregularności oznacza też, że wariancja reszt była jednorodna. Fakt ten potwierdziły wyniki testów Goldfelda-Quandta. Wartość statystyki testu w przypadku każdego z wyznaczonych modeli nie przekraczała wartości krytycznych. Podobnie było w przypadku testu Kołmogorowa. Uzyskane wartości statystyk testu były zawsze znacznie niższe od wartości krytycznych, co nie pozwalało na odrzucenie hipotez o normalności rozkładu reszt. Wykresy reszt uzyskane przy pomocy opcji PROBABILITY PLOT wykazywały prawie idealną zgodność skumulowanego wykresu reszt i dystrubuanty rozkładu normalnego.

Zestaw zmiennych opisujących przebieg zmienności plonu był bardzo zróżnicowany, po pierwsze: w zależności od tego, jaka zmienna opisująca rozłóg dołączona została do zestawu zmiennych objaśniających, po drugie do tego, dla której populacji wyznaczana była funkcja (por. tab. 8, 9 i 10). W żadnym przypadku do modelu nie weszły zmienne w trzeciej potędze. Zmienne w drugiej potędze pojawiały się tylko w przypadku trzech zmiennych – x_1, x_3 i x_7. Do modeli funkcji nie weszły zmienne określające zasoby siły roboczej i pociągowej (x_4, x_5 i x_6).

Tab. 9. Charakterystyka równań regresji opisujących plon w jednostkach zbożowych w grupie gospodarstw położonych na glebach lepszych dla różnych miar ukształtowania rozłogu
Characteristics of regression equations describing the yield in corn units in a group of farms lying on better soils for different measures of spatial distribution of farm land

Zmienna opisująca rozłóg	Stała równania	Współczynniki regresji zmiennych					Współczynnik determinacji (R^2)
		x_1^2	x_7	x_7^2	x_{01}	zmienna opisująca rozłóg	
Liczba działek (x_{11})	51,240	–	–	0,00030	–4,939	–0,731	0,654
Średnia wielkość działki (x_{12})	42,414	–0,087	0,057	–	–5,767	4,465	0,627
Średnia odległość do działki (x_{13})	45,849	–	0,066	–	–5,846	–0,00077	0,604

Tab. 10. Charakterystyka równań regresji opisujących plon w jednostkach zbożowych w grupie gospodarstw położonych na glebach słabszych dla różnych miar ukształtowania rozłogu
Characteristics of regression equations describing the yield in corn units in a group of farms lying on poorer soils for different measures of spatial distribution of farm land

Zmienna opisująca rozłóg	Stała równania	Współczynniki regresji zmiennych				Współczynnik determinacji (R^2)
		x_1	x_3^2	x_7	zmienna opisująca rozłóg	
Liczba działek (x_{11})	12,587	0,666	8,016	0,141	–0,196	0,679
Średnia wielkość działki (x_{12})	11,348	0,331	8,818	0,126	1,126	0,696
Średnia odległość od działki (x_{13})	11,930	0,641	7,848	0,149	–0,00025	0,677

W każdym modelu funkcji, wśród zmiennych objaśniających znalazły się zmienne opisujące rozłóg (x_{11} lub x_{12} lub x_{13}) oraz zmienna „poziom nawożenia" (x_7), przy czym w jednym przypadku w kwadracie (por. tab. 9).

Zmienna określająca jakość gleb („wskaźnik bonitacji" – x_3) nie weszła do modelu w przypadku zbiorowości gospodarstw położonych na glebach lepszych (por. tab. 9). W tej grupie słabiej też się zaznaczyło oddziaływanie zmiennej „wielkość gospodarstwa" (x_1). Generalnie ta zbiorowość wykazuje największe zróżnicowanie jeśli chodzi o uzależnienie postaci analitycznej funkcji od tego, jaka zmienna opisująca rozłóg została dołączona do modelu.

Zmienne binarne nie pojawiły się w modelach opisujących plon w jednostkach zbożowych gospodarstw położonych na glebach słabszych (por. tabela 10). Oznacza to, że w tej zbiorowości nie wystąpiło oddziaływanie specyficznych cech wynikających z położenia gospodarstw w konkretnej wsi. W pozostałych

dwóch zbiorowościach oddziaływanie tych cech było bardzo wyraźne, co objawiło się faktem znalezienia się w modelu zmiennych binarnych reprezentujących specyficzne cechy poszczególnych wsi (por. tab. 9 i 10).

Najważniejszym wnioskiem z punktu widzenia celu niniejszej pracy jest to, że w każdym wypadku do modelu weszły zmienne opisujące rozłóg. Podkreślić tu należy, iż zastosowana metoda doboru zmiennych była bardzo restrykcyjna. Oznacza to, że ukształtowanie terytorium gospodarstwa wpływało w sposób statystycznie istotny na produkcyjność ziemi (mierzoną plonem wyrażonym w jednostkach zbożowych). Wniosek ten dotyczy w takim samym stopniu całej badanej populacji gospodarstw, jak i obydwu wydzielonych z niej zbiorowości. Na możliwość sformułowania takiego wniosku wskazywały już wartości współczynników korelacji zmiennych opisujących rozłóg ze zmienną „wysokość plonu w jednostkach zbożowych" (y) (tab. 5, 6 i 7).

Z danych zawartych w tabeli 8 wynika, że wzrost liczby działek o jedną powodował w całej badanej populacji spadek plonu średnio 0,55 jednostek zbożowych, zwiększenie średniej odległości do działki o 1 kilometr powodowało spadek plonu o 0,152 jednostki zbożowej, wzrost zaś średniej wielkości działki o 1 ha powodował wzrost plonu o prawie 2 jednostki zbożowe. W populacji gospodarstw położonych na glebach słabszych współczynniki regresji przy zmiennych określających ukształtowanie rozłogu były znacznie niższe od uzyskanych w populacji obejmującej wszystkie badane gospodarstwa. Odpowiadające im współczynniki regresji w zbiorowości gospodarstw położonych na glebach lepszych były natomiast znacznie wyższe (por. tab. 9 i 10).

Drugie pytanie postawione we wstępie do niniejszej pracy brzmiało: „czy jakość gleb warunkuje oddziaływanie rozłogu na wyniki produkcyjne gospodarstw?". Porównanie wyników obliczyń dla gospodarstw położonych na glebach lepszych (por. tab. 9) i dla gospodarstw położonych na glebach słabszych (tab. 10) wykazało, że współczynniki regresji zmiennych opisujących rozłóg były w przypadku zbiorowości gospodarstw położonych na glebach lepszych znacznie wyższe dla każdej miary opisującej ukształtowanie rozłogu niż w przypadku gospodarstw położonych na glebach słabszych. Przy zmiennej „liczba działek" współczynnik regresji był 3,7 razy większy, przy zmiennej „średnia wielkości działki" trzykrotnie, a w przypadku zmiennej „średnia odległość do działki" – 3,4 razy większy. Oznacza to, że oddziaływanie ukształtowania rozłogu w populacji gospodarstw położonych na glebach lepszych było znacznie silniejsze.

Szczegółowa analiza danych zawartych w tabelach 9 i 10, pozwala sformułować wniosek, że ukształtowanie rozłogu było w gospodarstwach położonych na glebach lepszych głównym czynnikiem ograniczającym poziom produkcji. Świadczy o tym fakt, iż w tej zbiorowości na wysokość plonu nie oddziaływała jakość gleb (zmienna x_3 – „wskaźnik bonitacji") i w bardzo niewielkim stopniu wielkość gospodarstwa. Słabszy był też wpływ nawożenia mineralnego w tej zbiorowości gospodarstw. Współczynniki regresji zmiennej x_7

– „poziom nawożenia" były niższe niż w zbiorowości gospodarstw położonych na glebach słabszych, niezależnie od tego jaka zmienna reprezentująca ukształtowanie rozłogu została dołączona do modelu. Z przedstawionych rozważań wynika, że przeprowadzenie scaleń na glebach lepszych powinno dać o wiele bardziej znaczące efekty produkcyjne niż w gospodarstwach położonych na glebach słabych.

Uzyskane wyniki i ich analiza pozwalają na sformułowanie następujących wniosków:

1. Ukształtowanie rozłogu wpływało w sposób istotny na wielkość produkcji w badanych gospodarstwach. Niezależnie od tego jaka miara ukształtowania rozłogu została przejęta do jego opisu, wadliwie ukształtowany rozłóg wpływał ujemnie na wysokość plonu wyrażoną w jednostkach zbożowych. Wzrost liczby działek w gospodarstwie o jedną prowadził do spadku plonów średnio o 0,55 jednostek zbożowych. Wzrost średniej odległości ośrodka gospodarczego do działki o 1 km powodował spadek plonu średni o 0,152 jednostki zbożowej, a wzrost średniej powierzchni działki o 1 ha powodował przyrost plonu o 1,91 jednostki zbożowej.

2. Ujemny wpływ wadliwie ukształtowanego rozłogu był bardziej widoczny w gospodarstwach położonych na glebach lepszych. Był on głównym czynnikiem ograniczającym plony w tych gospodarstwach.

3. Współczynniki regresji stojące przy zmiennych opisujących rozłóg były w przypadku zbiorowości gospodarstw położonych na glebach lepszych ponad trzykrotnie wyższe od odpowiadających im współczynników w grupie gospodarstw położonych na glebach słabszych. Oznacza to, że zabieg scalania gruntów przeprowadzony na glebach lepszych może dawać wyższe efekty produkcyjne.

SUMMARY

The purpose of the paper was to show whether scattering and diffusion of land has any effect on the economic results achieved by the farms lying in the central-eastern region and which of these characteristics of the agrarian production space best describes the wide stretch and which could be the basis for an estimation of the needs for merging.

In order to evaluate the economic effects of merging the lands, the studies made use of a method consisting in a comparison of differences in organisation and economic results of the object, some of which were merged and some were not. A method of regression analysis was used for an estimation of the phenomena.

It follows from the studies that organisation of the farm area affected the size of the agricultural income. An increase of the number of plots in a farm by one caused a drop of the income by 713,000 zloty. Analogically, an increase of the average size of a plot by 1 ha led to a growth of the agricultural income by 4,456,000 zloty. It follows from the studies that among the measurements describing the wide stretch, the number of plots was the most effective. This can be used in practice and in mass studies concerning determination of the merging needs and the effect of the formation of the wide stretch on the production and economic results achieved by the farms.